

le goût des ménages français pour un climat chaud et l'étalement urbain

Version préliminaire, ne pas citer

Jean Cavailhès^α, Daniel Joly^β, Mohamed Hilal^γ,

Thierry Brossard^β, Pierre Wavresky^γ

^α INRA-CESAER, Dijon, auteur correspondant,

jean.cavailhes@dijon.inra.fr, UMR CESAER,

26 Bd docteur Petitjean, Dijon, tél. 03 80 77 25 83.

^β CNRS-THéMA, Besançon

^γ INRA-CESAER, Dijon

January 31, 2013

Abstract

Nous présentons tout d'abord un modèle théorique dans lequel (i) des ménages consomment une aménité climatique, (ii) où le climat modifie leur goût pour un mode de vie extérieur (effet barbecue) et (iii) où le prix unitaire des migrations alternantes dépend aussi du climat (effet ver-glas). Des prédictions théoriques sont tirées de ce modèle (a) sur la rente foncière (plus ou moins plate) et (b) la limite des villes (étalement plus ou moins prononcé). Ces prédictions sont testées sur le cas de la France par un modèle économétrique qui prend en compte un biais de sélection, l'endogénéité de régresseurs et des liaisons spatiales entre les observations (résidus clustérisés). Les données proviennent des enquêtes Logement de l'INSEE (1984 à 2006). Les résultats (provisaires) montrent (α) que la température a un prix hédoniste positif et que là où le climat est plus chaud : (β) les aires urbaines sont plus étendues et (γ) les gradient de rente foncière sont plus plats. Par conséquent, dans le cas d'un pays tem-péré comme la France, l'étalement urbain et le réchauffement climatique se renforcent mutuellement, dans un cercle vicieux pour l'environnement.

JEL classification: D12, Q51, Q54, R31

Mots clés : Prix du climat, étalement urbain, méthode hédoniste, France

1 Introduction

Le comportement des agents économiques dépend du climat pour plusieurs raisons.¹ D'un côté, la fonction de production varie selon le climat. L'hypothèse a été avancée par Roback [23], elle a été testée, en particulier, dans le cas de l'agriculture ([19], [10], [26]). D'un autre côté, les consommateurs peuvent aussi modifier leur comportement [18], [22] [détails à venir]. Nous nous situons dans cette seconde perspective.

Nous étudions le comportement des consommateurs en fonction du climat par un modèle théorique, dont les conséquences sur l'étalement urbain sont ensuite testées dans le cas français. Nous suivons la tradition des modèles d'économie urbaine d'Alonso [1] et Muth [20], dont Fujita [11] présente une synthèse analytique. Nous introduisons dans le modèle trois raisons pour lesquelles le consommateur peut être sensible au climat. Tout d'abord, son bien-être dépend de la consommation directe d'une aménité ou nuisance climatique. Deuxièmement, sa consommation du bien résidentiel dépend du climat : là où il est plus chaud, il vit davantage à l'extérieur de sa maison (piscine, barbecue, aire de jeux pour les enfants, etc.). Il choisit donc un lot résidentiel plus grand, au détriment de la surface habitable intérieure ou du bien composite. Nous appelons cette substitution 'l'effet barbecue'. Troisièmement, la contrainte budgétaire dépend aussi des conditions climatiques : dans une région où les hivers sont froids, les conditions de conduite automobile sont difficiles du fait de routes glissantes (verglas, neige), du brouillard, etc. Par conséquent, la conduite est plus lente et plus risquée que dans une région plus chaude. Le coût unitaire de transport dépend donc du climat. C'est ce que nous appelons 'l'effet verglas'.

Ce modèle théorique montre que, dans une ville où le climat est plus chaud que dans la ville de référence, la pente de la courbe de rente foncière est plus plate lorsqu'on s'éloigne du centre et que la limite de cette ville est plus lointaine : elle s'étend davantage vers son hinterland. Cet exercice de statique comparative peut être un prédicteur de l'effet temporel du réchauffement climatique, puisqu'il montre que les villes sont plus étendues lorsque le climat est plus chaud.

Dans la partie appliquée de cet article, nous présentons un modèle de prix hédoniste qui teste ces hypothèses théoriques à partir de données individuelles sur le prix des maisons en France, pays tempéré qui connaît des climats variés. Ce prix dépend d'un ensemble de variables de contrôle du bien lui-même (superficie, date de construction de la maison, confort, etc.) et de sa localisation (population de la commune, aménités et nuisances, etc.), du climat (température en été et en hiver, nombre de jours très chauds et très froids), de la distance au centre d'emploi le plus proche et, finalement, d'interactions entre la température et cette distance. Ces interactions permettent de tester si la pente de la courbe du prix des maisons en fonction de la distance est plus plate lorsque le climat est plus chaud et plus forte lorsqu'il est plus froid. Ce modèle permet également d'obtenir de nouvelles estimations du prix hédoniste du climat

¹This research was funded by the grant 0001724 (11/02/2006) from the French Department in charge of Environment (MEEDDM).

pour la France. Un autre modèle, plus simple, permet de tester l'hypothèse de ceintures périurbaines plus étalées là où le climat est plus chaud.

On sait que la méthode des prix hédonistes pose de nombreux problèmes économétriques, y compris dans la première étape de la démarche à la Rosen [24], la seule que nous utilisons ici (les difficultés de la deuxième étape sont encore plus ardues). Il s'agit en particulier du tri spatial et de l'auto-sélection des agents sur les différents segments du marché immobilier, problème connu depuis longtemps [27]; de l'endogénéité de variables explicatives, due à la simultanéité du choix de celles-ci et de la variable expliquée (question qui a également une longue histoire; voir, en particulier, [12]); de l'unicité du marché immobilier, atout pour la deuxième étape [4] mais difficulté supplémentaire pour la première lorsqu'on l'applique à l'échelle d'un pays entier comme la France [[6] autres références à venir]. Notre modèle économétrique permet de contrôler le biais de sélection [réf.], de tester de de contrôler l'endogénéité de variables explicatives [réf.] et de prendre en compte la diversité des marchés immobiliers locaux de la France.

La suite de cet article est ainsi organisée. Le modèle théorique est présenté dans la section 2, le modèle économétrique et les données dans la section 3. Les résultats sont présentés dans la section 4 et la section 5 les discute et conclut.

2 Les modèles théoriques d'économie urbaine

On distingue en économie urbaine deux types de modèles, celui de ville ouverte et celui de ville fermée. Dans le premier, des migrations sans coût sont possibles avec le reste du monde et l'équilibre est atteint quand l'utilité des ménages de la ville est égale à celle du reste du monde ; la population est donc endogène. Dans le second, les migrations sont impossibles : la population de la ville est exogène et c'est l'utilité des ménages qui est endogène. Nous utilisons ici les deux modèles et nous comparons leurs propriétés.

2.1 Propriétés générales

L'espace est constitué de la demi droite $X = [0, +\infty[$ avec un Centre des affaires (central business district, CBD) situé à l'origine. Tous les emplois sont localisés au CBD où travaillent les ménages, tous identiques. Un ménage réside à $x > 0 \in X$ et consomme trois biens : un bien résidentiel constitué d'une parcelle de terre $S(x)$ pour laquelle il paye une rente foncière $R(x)$, un bien composite $Z(x)$ disponible partout et pris comme numéraire ($p_z = 1$), et une aménité climatique A qui, pour fixer les idées, est une température plus clémente. Nous supposons que sa fonction d'utilité est de type Cobb-Douglas :

$$U = Z(x)^{\alpha(A)} S(x)^{\beta(A)} A^\gamma. \quad (1)$$

Comme nous l'avons dit dans l'introduction, α et β dépendent de A : $\alpha(A), \beta(A)$ (effet barbecue). Sans perte de généralité, nous supposons que $\alpha(A) + \beta(A) = 1$. L'aménité climatique est identique dans toute la ville : A ne dépend pas de x .

Les ménages reçoivent un salaire exogène w et font des migrations alternantes dont le coût unitaire $t(A)$ dépend aussi de A (effet verglas). La contrainte budgétaire est

$$R(x) S(x) + p_z Z(x) = w - t(A) x. \quad (2)$$

Les conditions de premier ordre permettent d'obtenir les fonctions de demande $Z(x)$ et $S(x)$ du bien composite et du bien résidentiel (pour simplifier les notations nous omettons pour le moment d'indexer t , β et α sur A)

$$Z(x) = \alpha p_z^{-1} (w - tx) \quad S(x) = \beta (w - tx)^{1-\frac{1}{\beta}} A^{-\frac{\gamma}{\beta}} U^{\frac{1}{\beta}}, \quad (3)$$

ainsi que la rente foncière

$$R = (w - tx)^{\frac{1}{\beta}} A^{\frac{\gamma}{\beta}} U^{-\frac{1}{\beta}}. \quad (4)$$

Ce modèle d'économie urbaine est statique. Mais il permet de raisonner en statique comparative pour comparer la situation de différentes villes qui ont des niveaux différents d'aménité climatique. C'est ce que permet l'analyse de la dérivée de la rente foncière par rapport à A : $\frac{\partial R}{\partial A}$.

2.2 La rente foncière dans le modèle de ville ouverte

A l'équilibre dans le modèle de ville ouverte, l'utilité d'un ménage est égale à celle du reste du monde : $U = \bar{U}$. Sans perte de généralité, nous posons $\bar{U} = 1$ et $w = 1$. Il en résulte qu'au moins un des trois attributs de (1) est supérieur à 1 et qu'au moins un autre est inférieur à 1. Il est réaliste de considérer que $Z > 1$ et $A < 1$. Notons que cela implique que $p_z < 1$ (cf. (3)), $R < 1$ (cf. 4) et $tx < 1$ (cf. (2)). Avec ces normalisations, (4) devient

$$R = (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}} A^{\frac{\gamma}{\beta}}. \quad (5)$$

2.2.1 La rente foncière selon le climat

A partir de (5) on obtient

$$\frac{\partial R}{\partial A} = \frac{1}{\beta} A^{\frac{\gamma}{\beta}} (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}} \left\{ \begin{array}{l} \left(\frac{\gamma}{A} - \frac{\gamma}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial A} \ln A \right) \\ \left[-\frac{x}{1-tx} \frac{\partial t}{\partial A} - \frac{1}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial A} \ln(1 - tx) \right] \end{array} \right\} > 0. \quad (6)$$

La dérivée de la rente par rapport au climat est positive puisque $\ln(1 - tx) \leq 0$ et $\ln A < 0$.

Proposition 1 *Dans une ville ouverte, plus l'aménité climatique est abondante, plus la ville est attractive et plus la rente foncière est élevée.*

En particulier, $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial \beta}{\partial A}=0, \gamma=0} \geq 0$. En dehors du CBD, la rente foncière est supérieure là où le climat est plus chaud, car le coût unitaire des migrations alternantes est plus faible. De même $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial \beta}{\partial A}=\frac{\partial t}{\partial A}=0} > 0$. C'est un résultat habituel en économie urbaine : les villes où l'aménité climatique est plus abondante sont plus attractives que celles où elle est plus rare. Elles sont donc plus peuplées et la rente foncière y est supérieure. On a également $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial t}{\partial A}=0, \gamma=0} > 0$. Quand l'aménité climatique est importante, le goût pour un mode de vie extérieur se traduit par une demande accrue de parcelle résidentielle par rapport à la demande de bien composite, donc par rente foncière supérieure. Enfin, si l'aménité climatique n'est pas directement consommée par le ménage ($\gamma = 0$) et si cette aménité influence à la fois le coût de transport et la consommation du bien résidentiel $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\gamma=0} > 0$. Dans ce cas, les effets de $\frac{\partial \beta}{\partial A} > 0$ et $\frac{\partial t}{\partial A} < 0$ jouent simultanément.

2.2.2 La pente de la courbe de rente foncière selon le climat

La dérivée seconde $\frac{\partial^2 R}{\partial A \partial x}$ est

$$\frac{\partial^2 R}{\partial A \partial x} = \frac{1}{\beta} (1 - xt)^{\frac{\alpha}{\beta}} t A^{\frac{\gamma}{\beta}} \left[+ \frac{1}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial A} - \frac{1}{t} \frac{\partial t}{\partial A} - \frac{x}{1 - xt} \frac{\partial t}{\partial A} + \frac{\gamma}{\beta^2} \frac{\partial \beta}{\partial A} \ln A - \frac{\gamma}{\beta A} \right].$$

Elle a le signe de

$$\frac{1}{\beta} \left[\frac{1}{\beta} \ln(1 - xt) + \frac{\gamma}{\beta} \ln A + 1 \right] \frac{\partial \beta}{\partial A} + \frac{xt - \beta}{t(1 - xt)} \frac{\partial t}{\partial A} - \frac{\gamma}{\beta A} \geq 0. \quad (7)$$

Lorsque l'aménité climatique n'affecte ni la préférence pour le bien résidentiel ni le coût de transport mais qu'elle est directement consommée dans la fonction d'utilité, la pente de la courbe de rente foncière est partout plus plate lorsque l'aménité climatique est plus abondante. Quand le coût de transport est seul affecté par le climat et que l'aménité climatique est plus abondante, la courbe de rente foncière est plus plate loin du CBD et plus pentue près du CBD. Quand le goût pour le bien résidentiel est seul affecté par le climat et que l'aménité climatique est plus abondante, la courbe de rente foncière est d'autant plus plate que l'on s'éloigne du CBD.

Dans le cas général, l'expression entre crochets de (7) est positive quand A est proche de 1 et que $\gamma > \beta$, c'est-à-dire quand l'aménité climatique contribue fortement à l'utilité. Lorsque le bien résidentiel contribue plus que le climat à l'utilité, ce qui est une hypothèse raisonnable, cette expression est négative. Le troisième terme est négatif si $xt > \beta$.

2.3 La rente foncière dans le modèle de ville fermée

2.3.1 L'équilibre

Dans le modèle de ville fermée, (4) et (3) permettent de déterminer la limite de la ville, x_F , et l'utilité des habitants en écrivant que la population N doit être

logée dans la ville. A la limite de la ville la rente foncière résidentielle est égale à la rente d'opportunité, qui est la rente agricole : $R_A = (1 - tx_F)^{\frac{1}{\beta}} A^{\frac{\gamma}{\beta}} U^{-\frac{1}{\beta}}$.
Donc

$$x_F = \frac{1 - R_A^{\beta} A^{-\gamma} U}{t} \quad \text{et} \quad S(x_F) = \beta A^{-\gamma} U R_A^{\beta-1}. \quad (8)$$

La population N est logée si

$$\begin{aligned} \frac{N}{2} &= \int_0^{x_F} \frac{1}{S} dx = \int_0^{x_F} \beta^{-1} A^{\frac{\gamma}{\beta}} U^{-\frac{1}{\beta}} (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}-1} dx. \\ \frac{N}{2} &= \beta^{-1} A^{\frac{\gamma}{\beta}} U^{-\frac{1}{\beta}} \left[-\frac{1}{t} \beta (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}} \right]_0^{x_F}. \\ \frac{N}{2} &= \frac{1}{t} A^{\frac{\gamma}{\beta}} U^{-\frac{1}{\beta}} - \frac{1}{t} R_A. \\ U &= A^{\gamma} \left(\frac{Nt}{2} + R_A \right)^{-\beta}. \end{aligned} \quad (9)$$

La rente foncière s'écrit

$$R = (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}} A^{\frac{\gamma}{\beta}} \left(A^{\gamma} \left(\frac{Nt}{2} + R_A \right)^{-\beta} \right)^{-\frac{1}{\beta}} = (1 - tx)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{Nt}{2} + R_A \right). \quad (10)$$

La rente foncière est indépendante de la consommation directe de l'aménité climatique. En effet, la rente foncière est une rente différentielle qui capitalise les éléments d'hétérogénéité entre les localisations. Or, une aménité climatique identique dans toute la ville ne crée pas d'hétérogénéité puisque tous les habitants de la ville en profitent.

2.3.2 Cas général

Dans le cas général où le goût pour le bien résidentiel et le coût unitaire de transport dépendent de l'aménité ($\frac{\partial t}{\partial A} < 0$, $\frac{\partial \beta}{\partial A} > 0$) la dérivée de la rente est

$$\frac{\partial R}{\partial A} = \frac{1}{\beta} (1 - xt)^{\frac{1}{\beta}} \left\{ \left[-\frac{1}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial A} \ln(1 - xt) - \frac{x}{1 - xt} \frac{\partial t}{\partial A} \right] \left(\frac{Nt}{2} + R_A \right) A^{\frac{\gamma}{\beta}} + \frac{N}{2} \frac{\partial t}{\partial A} \right\} \geq 0$$

Le signe de cette expression est indéterminé. L'effet d'une aménité plus abondante dans une ville que dans une autre n'est pas le même au centre et en périphérie. On vérifie facilement que $\frac{\partial R(0)}{\partial A} = \frac{N}{2\beta} \frac{\partial t}{\partial A} N\beta < 0$, puis que $\frac{\partial R}{\partial A}$ augmente avec x jusqu'à une valeur seuil x_T qui est solution de l'équation

$$\frac{1}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial A} \ln(1 - x_T t) + \frac{x_T}{1 - x_T t} \frac{\partial t}{\partial A} = \frac{N}{2} \frac{\partial t}{\partial A},$$

et au-delà de x_T , $\frac{\partial R}{\partial A}$ est positive.

Un coût unitaire de transport plus faible dû à une aménité climatique plus abondante favorise les ménages vivant en périphérie par rapport à ceux habitant le centre. Pour que l'utilité soit la même partout dans la ville, la rente foncière doit donc être plus faible près du CBD et plus élevée loin de celui-ci.

Proposition 2 *Dans une ville fermée, une aménité climatique plus abondante se traduit par une rente foncière plus faible près du CBD et plus élevée en périphérie, relativement à une ville moins pourvue en aménité. Du fait d'un climat plus chaud, les ménages bénéficient d'un coût de transport plus faible et jouissent d'un mode de vie extérieur plus prononcé, ce qui avantage les localisations périphériques. Ces avantages sont compensés par une rente foncière périphérique supérieure.*

Corollary 3 *Il résulte des propositions 1 et 2 que la rente foncière est plus élevée en périphérie qu'au centre lorsque le climat est plus chaud, que la ville soit ouverte ou fermée.*

2.3.3 Cas particuliers

Premièrement, si la taille du lot résidentiel et le coût unitaire de transport ne dépendent pas de l'aménité ($\frac{\partial t}{\partial A} = \frac{\partial \beta}{\partial A} = 0$), la rente foncière est indépendante de l'aménité : $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial \beta}{\partial A} = \frac{\partial t}{\partial A} = 0} = 0$. Deuxièmement, si la consommation de lot résidentiel ne dépend pas du climat ($\frac{\partial \beta}{\partial A} = 0$) et si le coût de transport en dépend ($\frac{\partial t}{\partial A} < 0$), la rente foncière peut augmenter ou diminuer lorsque l'aménité climatique augmente : $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial \beta}{\partial A} = 0} \gtrless 0$. On peut vérifier que $\frac{\partial R(0)}{\partial A} = \frac{N}{2\beta} \frac{\partial t}{\partial A} N\beta < 0$. Donc $\frac{\partial R}{\partial A}$ augmente avec x jusqu'à une valeur seuil x_{T1}

$$x_{T1} = \frac{1}{t + \frac{1}{A^{-\frac{\gamma}{\beta}} \beta \frac{N}{2} \left(\frac{Nt}{2} + R_A \right)^{-1}}},$$

et au-delà de x_{T1} , $\frac{\partial R}{\partial A}$ est positive. Un coût de transport faible dû à une aménité importante favorise les ménages habitant en périphérie relativement à ceux du centre. Par conséquent, pour que l'utilité soit partout la même, la rente foncière doit être inférieure près du centre et supérieure loin du centre. Troisièmement, si le coût unitaire de transport ne dépend pas du climat ($\frac{\partial t}{\partial A} = 0$), la rente est plus élevée lorsque l'aménité climatique est supérieure : $\frac{\partial R}{\partial A} \Big|_{\frac{\partial t}{\partial A} = 0} > 0$. Un climat plus chaud se traduit par un goût plus accentué pour un mode de vie extérieur, donc il amène une substitution entre le bien composite et le bien résidentiel, ce qui se traduit par une rente foncière supérieure.

2.3.4 La limite de la ville

En combinant (8) et (9) on obtient dans le cas général

$$x_F = \frac{w}{t} \left[1 - \left(\frac{Nt}{2R_A} + 1 \right)^{-\beta} \right] \quad (11)$$

$$\frac{\partial(x_F)}{\partial A} = \left\{ \begin{aligned} & -\frac{w}{t^2} \frac{\partial t}{\partial A} \left[1 - \left(\frac{Nt}{2R_A} + 1 \right)^{-\beta} \right] + \beta \left(\frac{NAt}{2R_A} + 1 \right)^{-\beta-1} \frac{\partial \beta}{\partial A} \\ & - \left(\frac{NAt}{2R_A} + 1 \right)^{-\beta} \frac{\partial t}{\partial A} \ln \left(\frac{NAt}{2R_A} + 1 \right) \end{aligned} \right\} > 0 \quad (12)$$

Proposition 4 *La limite d'une ville close est plus éloignée du centre lorsque le climat est plus chaud.*

Corollary 5 *La limite urbaine est plus éloignée du centre lorsque le climat est plus chaud, que la ville soit ouverte ou fermée.*

2.4 En résumé

Les résultats principaux des modèles de ville ouverte et fermée peuvent être résumés dans la figure 1, dans le cas général. Pour simplifier, les courbes de rente foncière dans la ville de référence et la ville fermée sont représentées par des droites.

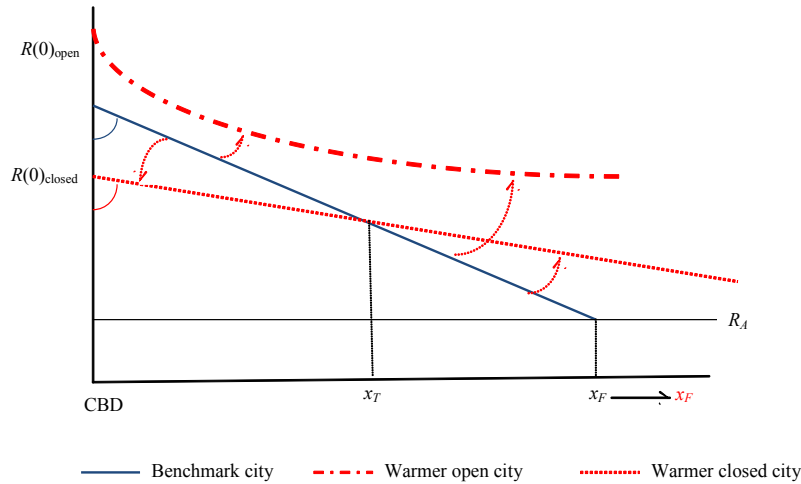


Figure 1. Statique comparative selon l'aménité climatique

Dans la ville fermée, la courbe de rente foncière est plus plate que dans la ville de référence lorsque le climat est plus chaud. Dans la ville ouverte, il en est de même sauf près du CBD. La rente foncière est partout plus élevée dans la ville ouverte chaude, car les immigrants attirés par le climat augmentent la pression

foncière. Dans la ville close où la population est donnée, l'effet de l'aménité climatique se traduit par une rotation de la rente foncière autour d'une valeur seuil : dans la ville plus chaude que la référence, elle est inférieure en-deçà de ce seuil, supérieure au-delà. La limite de la ville est plus lointaine dans une ville plus chaude, dans le modèle de ville ouverte et fermée.

Du point de vue de la partie empirique de ce papier, trois prédictions du modèle théorique peuvent être testées :

1. La pente de la courbe des valeurs immobilières est-elle plus plate lorsque le climat est plus chaud ?
2. L'ordonnée à l'origine est-elle d'autant plus élevée que le climat est chaud ?
3. La limite de la ville est-elle plus éloignée du centre lorsque le climat est plus chaud ?

La seconde prédiction n'est vraie que dans le modèle de ville ouverte, la première peut-être infirmée près du CBD pour certaines valeurs des paramètres d'une ville ouverte, et la troisième est toujours vraie. Le monde réel est probablement intermédiaire entre ville ouverte et ville fermée. En effet, on sait qu'il y a des migrations inter-régionales orientées par le climat aux Etats-Unis [13], [14] et en Europe [8] (référence pour la France à venir), ce qui correspond au modèle de ville ouverte. On sait également qu'en France la plupart des migrations résidentielles se font à l'échelle des aires urbaines (référence à venir), ce qui correspondrait au modèle de ville fermée.

3 Données et modèle économétrique

3.1 Les données

Les données sur les transactions immobilières proviennent des enquêtes *Logement* réalisées par l'*Institut national de la statistique et des études économiques* (INSEE) en 1984, 1988, 1992, 1996, 2002, et 2006. Nous retenons le champ des maisons individuelles (car les attributs des appartements sont différents) qui ont été achetées moins de X années avant une enquête *Logement*. La variable expliquée est le prix d'achat (transformation logarithmique). 18638 observations sont utilisées dans les estimations.

Ces enquêtes comportent de très nombreuses variables caractérisant le logement, présentées dans le Tableau 1. Nous avons retenu comme variables explicatives, en plus de l'année de l'enquête (variable indicatrice) : la surface habitable (*living space*), la présence d'un jardin (*absence of garden*) et sa taille (*garden size*) le nombre de salles de bain (*0, 1, 2 bathroom*) et de WC (*number of WC*), l'insuffisance du moyen de chauffage (*poor heating*), le nombre de pièces principales (ce qui permet de calculer leur surface moyenne : *room size*), la présence d'un garage (*garage*), grenier (*attic*) ou cave (*cellar*), l'ancienneté d'occupation par le ménage (*date of arrival*), la date de construction de l'immeuble (*date of construction*).

Les enquêtes Logement comportent également des variables caractérisant le ménage (âges, professions et diplômes, nombre d'enfants, de personnes actives, revenus, etc.), susceptibles d'être utilisées comme instruments.

En plus des variables issues des enquêtes *Logement*, différentes variables spatiales, également susceptibles d'influencer le prix d'achat, sont introduites dans l'équation :

- Premièrement, la distance par le réseau routier au centre urbain le plus proche (*distance*), calculée par le logiciel Odomatrix [16]. Ce logiciel calcule les distances en kilomètres et en minutes (aux heures de pointe et heures creuses) entre les centres administratifs des communes. Odomatrix intègre une base de données routières codifiées à partir de couches d'information géographiques décrivant le réseau routier et son environnement géographique. La base de données identifie les noeuds routiers, la taille des segments entre deux noeuds (après correction planimétrique), et la vitesse de circulation qui prend en compte l'environnement géographique et la sinuosité de la route. L'itinéraire le plus court, en minutes et en kilomètres, est calculé par le logiciel.
- Deuxièmement, des caractéristiques de la commune (le plus fin niveau administratif en France) : la population (*population of the commune*), variable qui permet de calculer d'une part la densité de population de la commune (*population density*) et, d'autre part, la population totale de l'aire urbaine (*urban area inhabitants*), le revenu moyen des habitants de la commune (*richness of the commune inhabitants*), commune côtière (*coastal commune* et *commune less than 30 minutes from the coast*), le taux de chômage (*unemployment rate*) et divers indicateurs d'aménités : part de l'agriculture (*farmland*) et de la forêt (*forest*) dans l'usage des sols (goût pour un environnement vert), différence d'altitude entre le point le plus haut et de la commune et la mairie (*altitude range*) (goût pour un environnement vallonné ou montagneux plutôt que pour des plaines plates).
- Finalement, le PIB moyen par travailleur du département (*departmental GDP per worker*).

Les données climatiques viennent de Météo-France pour la période 1971–2000. Il s'agit de la température moyenne des mois d'été (juin-août, *summer average monthly temperature*) et d'hiver (décembre-février, *winter average monthly temperature*), du nombre annuel de jours très chauds ($> 30^{\circ}\text{C}$, *number of days with temperature $> 30^{\circ}\text{C}$*) et très froids ($< -5^{\circ}\text{C}$, *number of days with temperature $< -5^{\circ}\text{C}$*). La pluviométrie est également disponible (hauteur mensuelle des précipitations, nombre mensuel de jours de pluie), mais elle n'est pas retenue dans les régressions car cela entraînerait une multicolinéarité avec la température). Ces données sont recueillies dans des stations météo et interpolées par un GIS pour obtenir un continuum spatial [17].

variable	mean	std	min	max
1984 survey	0,279	0,449	0	1
1988 survey	0,164	0,371	0	1
1992 survey	0,127	0,333	0	1
1996 survey	0,096	0,295	0	1
2002 survey	0,167	0,373	0	1
2006 survey	0,166	0,372	0	1
living space	112,800	39,820	48	750
Absence of garden	0,067	0,250	0	1
garden size (log)	6,360	1,444	0	1
number of bathrooms	1,245	0,509	0	4
number of WC	0,990	0,097	0	1
poor heating	0,115	0,320	0	1
room size	25,066	7,314	0	121
garage	0,862	0,345	0	1
date of arrival in the housing	3,201	4,064	0	84
oldness of the building:				
more than 70 years	0,152	0,359	0	1
35-70 years	0,069	0,254	0	1
25-35 years	0,040	0,197	0	1
20-25 years	0,044	0,204	0	1
10-20 years	0,056	0,229	0	1
5-10 years	0,129	0,335	0	1
less than 5 years	0,511	0,500	0	1
urban area < 50,000 inhabitants	0,044	0,205	0	1
urban area 50,000 – 100,000 inhabitants	0,205	0,403	0	1
urban area 100,000 – 150,000 inhabitants	0,156	0,363	0	1
urban area 150,000 – 300,000 inhabitants	0,167	0,373	0	1
urban area 300,000 – 600,000 inhabitants	0,155	0,362	0	1
urban area 600,000 – 1 million inhabitants	0,136	0,343	0	1
urban area Paris	0,138	0,345	0	1
departmental GDP per inhabitant (*1000)	6,405	0,779	4,874	12,923
population of the commune (*100000)	0,199	0,740	0,000	21,762
population density (*1000)	0,879	1,638	0,001	22,445
unemployment rate	0,181	0,202	0,000	5,000
richness of the commune inhab. (*1000 €)	24,549	6,602	11,083	98,849
forests (% of the land use of the commune)	0,392	0,767	0,000	15,742
coastal commune	0,098	0,298	0,000	1,000
commune less than 30 min from the coast	0,128	0,334	0,000	1,000
harbor	0,089	0,285	0,000	1,000
distance from the urban area centre (mn)	23,302	16,923	0,000	99,000
July average monthly temperature	19,467	1,810	15,200	24,100
January average monthly temperature	4,458	1,731	-1,540	9,900
Number of days with temperature > 30°C	14,542	10,513	0,000	56,800
Number of days with temperature < - 5°C (mountain regions)	26,103	9,403	1,700	63,800
Number of days with temperature < - 5°C (other regions)	7,862	5,619	0,000	56,600
Number of rainy days in January	10,930	2,370	4,600	17,300
4 th quartile summer temperature * distance	0,086	0,197	0,000	1,331
1 th quartile winter temperature * 1-2 quartile of rainy days*distance	3,495	10,383	0,000	99,000

Table 1. Descriptive statistics

Des régressions entre la température et des variables explicatives suggérées par la climatologie (altitude, couverture des sols, orientation, etc.) sont réalisées, suivies par un krigeage des résidus de ces régressions. Les modèles de sélection des régresseurs et les paramètres estimés n’étant pas stables dans l’espace français, les interpolations sont faites pour de petits polygones incluant les 30 stations météo les plus proches. Des valeurs prédites sont obtenues pour chaque commune française.

Le modèle qui teste l’hypothèse d’une limite urbaine plus lointaine dans les régions où le climat est plus chaud utilise uniquement les données spatiales et climatiques, à l’exclusion des données individuelles des enquêtes *Logement*. Après accord du *Comité du Secret Statistique*, les données climatiques et spatiales sont fusionnées avec les données individuelles des enquêtes *Logement* dans le *Centre d’accès sécurisé à distance* (CASD) de l’INSEE, où les estimations sont faites.²

3.2 Le modèle économétrique

3.2.1 Les problèmes économétriques

“The housing market is not really a single market in the neoclassical sense, but a series of overlapping submarkets differentiated by location, dwelling type, tenure form, age, quality, and financing” [27].

Le choix du bien résidentiel par un consommateur peut être décomposé en plusieurs étapes.

1. Le consommateur choisit d’être propriétaire ou locataire. Les ménages qui se rendent à la fois sur le marché locatif et vénal pour faire leur choix sont rares. On peut donc considérer qu’il s’agit de deux segments séparés. Nous excluons le marché locatif, qui pourra être étudié ultérieurement.
2. Le marché vénal est un marché local car généralement l’achat est réalisé dans un rayon limité, du fait du lieu d’emploi, du cercle des relations familiales ou sociales, etc. L’offre est elle-même le plus souvent locale, même s’il existe de grands groupes immobiliers qui opèrent sur l’ensemble du territoire. La formation du prix dépend donc des caractéristiques de ce marché local. En toute rigueur, l’estimation d’un modèle de prix hédoniste ne pourrait se faire qu’à cette échelle. Cependant, la variabilité du climat est alors trop faible pour permettre d’estimer les effets du climat sur le prix des logements. Pour que cette variabilité soit suffisante, il faut estimer un modèle sur la France, en agrégeant des marchés locaux différents. Ceci ne peut se faire que sous certaines hypothèses permettant cette agrégation.
3. Le ménage choisit entre une maison individuelle et un appartement. L’estimation d’une fonction de prix hédoniste des deux types de logement est impossible car certains de leurs attributs sont différents. Nous retenons les maisons individuelles, qui sont mieux réparties dans tout l’espace que les appartements. Nous devons exclure également les maisons des communes centre

²Nous remercions l’INSEE d’avoir mis cette procédure à notre disposition.

des aires urbaines car la distance au centre est mise à zéro par Odomatrix. Or, les appartements et les maisons individuelles des communes centre des aires urbaines n'appartiennent pas à un segment de marché séparé de celui que nous retenons : les ménages peuvent choisir d'acheter des maisons individuelles ou des appartements, dans une commune centre d'une aire urbaine ou en dehors. Il peut donc y avoir une auto-sélection découlant de ce choix, qui peut être influencée par le climat. Par conséquent, le segment retenu pour les estimations peut se traduire par un biais de sélection.

4. Le ménage choisit un panier d'attributs : localisation (c'est-à-dire accessibilité, environnement du logement, etc.), tailles (surface habitable, nombre de pièces, taille du jardin, etc.), confort. Certains de ces attributs, comme le nombre de pièces ou la surface habitable, dont le prix ne varie pas linéairement avec le prix du fait de coûts fixes [25], peuvent être choisis en même temps que le prix de la maison. Lorsque des attributs (à droite) sont choisis en même temps que le prix de la maison (à gauche), ils peuvent être endogènes, ce qui nécessite d'utiliser la méthode instrumentale. Une endogénéité peut également être due à des variables omises ou mal mesurées.

Nous devons donc prendre en compte la possibilité d'un biais de sélection, l'existence de marchés immobiliers locaux et la possibilité que certains attributs soient endogènes.

3.2.2 Le modèle

Un bien complexe, comme un logement, est composé de nombreux attributs dont le prix est inobservable : seul le prix global du logement est connu. Depuis Rosen [24], la méthode des prix hédonistes est couramment utilisée pour connaître le prix de chacun des attributs. On considère que le prix du bien (ici un logement) est la somme de la quantité de chaque attributs pondérée par son prix. Nous partons de l'équation de prix hédoniste habituelle : $P_i = f(X_i) + \varepsilon_i$, où P_i est le prix du logement i , X_i la matrice de n attributs $x_i (i = 1, \dots, n)$, et ε_i l'erreur. Les conditions de premier ordre permettent d'obtenir le prix hédoniste p_i de la caractéristique x_i , égal au taux marginal de substitution de cette caractéristique et du prix du bien composite aspatial Z .

La variable expliquée est le prix total du logement (et non le prix par m² : [9], pp. 320–321). Cependant, la théorie microéconomique ne fournit pas d'indication sur la forme fonctionnelle, car la courbe de prix hédoniste est une fonction enveloppe [28]. Nous retenons une transformation logarithmique pour la variable expliquée, après avoir obtenu, dans une étape préliminaire, un paramètre de transformation Box-Cox proche de 0 ([7], pp. 360–361). Les variables explicatives sont introduites sous forme linéaire. Le modèle devient $\ln P_i = X_i b + \varepsilon_i$, où b est le vecteur de paramètres à estimer.

Le biais de sélection (point 3 ci-dessus) est corrigé par la méthode de Heckman [15] : on estime par un probit de première étape le choix d'acheter une maison individuelle en dehors de la commune centre d'une aire urbaine par des

caractéristiques personnelles du ménage (âge, diplôme, nombre d’actifs, sexe de la personne de référence) et on calcule l’inverse du ratio de Mills, \widehat{imr} . Le biais de sélection est corrigé en introduisant celui-ci dans la régression principale : $\ln P_i = X_i b + \widehat{imr} + \varepsilon_i$.

L’endogénéité de certains régresseurs (point 4 ci-dessus) est traitée par la méthode instrumentale : appelons Y_i la matrice des variables explicatives endogènes, les X_i étant maintenant la matrice des régresseurs exogènes. Y_i est projetée sur des instruments Z_i et sur X_i . L’exogénéité des variables de Z_i et de X_i est testée par la méthode de Sargan, et l’équation augmentée permet de faire le test d’endogénéité de variables de Y_i . La projection \widehat{Y}_i est utilisée dans l’équation principale qui devient : $\ln P_i = \widehat{Y}_i b_Y + X_i b_X + \lambda \widehat{imr} + \varepsilon_i$.

Le point 2 précédent, selon lequel les marchés immobiliers locaux ont des caractéristiques spécifiques, se traduit par une hétérogénéité des estimateurs pour différentes zones, qui pourrait être traitée par des modèles à effet fixe ou aléatoire, comme le suggèrent Anselin et Lozano-Garcia [2]: this aspect “may be addressed by means of spatial fixed effects. This rests on the assumption that the spatial range of the unobserved heterogeneity/dependence is specific to each spatially delineated unit”. Cependant, nous ne pouvons avoir recours à cette méthode. Un modèle à effets fixes capturerait dans les indicatrices des marchés locaux les effets du climat, qui sont nos variables d’intérêt. Un modèle à effet aléatoire (dans lequel l’erreur serait décomposée en $\varepsilon_j + \varepsilon_{ij}$) nous exposerait à un risque d’endogénéité entre certains X_{ij} et les ε_j caractérisant les marchés locaux j . Le modèle estimé reste donc

$$\ln P_i = \widehat{Y}_i b_Y + X_i b_X + \lambda \widehat{imr} + \varepsilon_i, \quad (13)$$

dans lequel les résidus sont corrélés positivement ou négativement en fonction des caractéristiques omises de ces marchés locaux. Le niveau spatial retenu pour ces liaisons spatiales est celui des aires urbaines, car il est raisonnable de supposer l’unicité du marché immobilier à cette échelle. L’estimation se fait par GMM sous STATA (procédure IVREGRESS, qui permet de contrôler la clusterisation des résidus par aire urbaine). Cependant, les estimateurs de l’équation 13 ne sont pas efficaces, du fait de l’introduction de la variable \widehat{imr} calculé à partir du probit de première étape. Il faut donc soit corriger la matrice de variance-covariance pour obtenir les bons intervalles de confiance, soit procéder par bootstrap [à venir].

4 Résultats

4.1 Limite de l’extension urbaine

4.1.1 Le champ géographique retenu

Le corollaire 5, selon lequel la ville est plus étendue dans une région où le climat est plus chaud, ne peut être directement testé. En effet, la limite de la ville dans le modèle théorique, x_F , n’a pas de traduction immédiate dans le monde

réel. Il est raisonnable de ne pas l'assimiler à la limite du pôle urbain d'une aire urbaine car celui-ci est le résultat d'un mouvement d'urbanisation qui remonte au moyen-âge, qui a été rapide au 19ème siècle (après le début de la révolution industrielle), et qui s'est poursuivi également assez vite durant une grande partie du 20ème siècle (entre-deux guerres, trente glorieuses). Il serait abusif de supposer que ce que nous avons appelé les effets "barbecue" et "verglas" aient été à l'oeuvre durant ces périodes anciennes : le coeur historique des villes et leur extension, qui s'opérait alors principalement en tache d'huile, dépendaient d'autres éléments. Par contre, le mouvement contemporain de périurbanisation peut être influencé par les hypothèses d'effets "barbecue" et "verglas" du modèle théorique. Nous ne retenons donc que les ceintures périurbaines des aires urbaines pour tester le corollaire 5.

Ces ceintures périurbaines ont des formes qui dépendent de la géographie : elles s'éloignent de l'hypothèse de circularité du modèle théorique. En effet, leur limite extérieure peut être influencée par quelques communes lointaines, néanmoins rattachées à une ceinture donnée du fait de la construction aggrégative des aires urbaines. Plutôt que cette valeur extrême de la commune la plus éloignée, nous retenons comme variable expliquée la distance moyenne entre les communes de chaque ceinture périurbaine et le centre de l'aire urbaine à laquelle elles sont rattachées. Il s'agit de la distance euclidienne. Cette variable expliquée est introduite soit sous forme linéaire, soit sous forme logarithmique.

La forme des aires urbaines et de leurs ceintures périurbaines dépend elle-même de la géographie. Tout d'abord, nous ne retenons que les grandes et moyennes aires urbaines dans la délimitation INSEE de 2010, c'est-à-dire celles qui offrent plus de 5000 emplois dans l'unité urbaine centre (les ceintures des petites aires urbaines sont généralement très peu étendues). Ensuite, la forme des ceintures périurbaines est plus ou moins contrainte par la géographie. Dans l'est du pays, ces contraintes géographiques sont particulièrement fortes : aires urbaines enserrées entre des massifs montagneux (sillons rhénan et rhodanien, vallées alpines, etc.) ou entre mer et montagne (Côte d'azur). La géographie physique est globalement moins contraignante à l'ouest. C'est pourquoi nous présentons d'une part une estimation France métropolitaine entière (hors Corse) et, d'autre part, une estimation pour la moitié ouest du pays, en triant la moitié des aires urbaines qui ont une longitude inférieure à la valeur médiane. Dans tous les cas, l'aire urbaine de Paris est exclue.

4.1.2 Extension des ceintures périurbaines : résultats

Les résultats sont présentés dans le Tableau 2. Les variables expliquant la distance moyenne des communes périurbaines à la commune centre de l'aire urbaine (forme linéaire ou logarithmique) sont la population de la ceinture périurbaine (forme logarithmique), le revenu moyen des habitants des communes de cette ceinture, la population totale de l'aire urbaine, la température moyenne d'été (juin à septembre). La température des mois d'hiver n'est pas utilisée car elle est fortement corrélée à celle d'été.

	France entière				Moitié ouest du pays			
	forme linéaire		forme log		forme linéaire		forme log	
	para- mètre	t de Stud ent	para- mètre	t de Stud ent	para- mètre	t de Stud ent	para- mètre	t de Stud ent
intercept	2,845	0,5	2,071	5,0	-7,187	-1,4	1,172	2,8
température été	0,327	2,0	0,022	1,6	0,411	2,6	0,035	2,5
revenu moyen	0,473	2,1	0,000	2,1	0,401	1,7	0,000	3,8
population (log)	0,000	2,4			0,001	4,5		
population aire urbaine :								
< 15 Khabitants	-10,144	-6,0	-0,911	-8,3	-11,218	-6,0	-0,904	-6,2
15-20 Khabitants	-13,282	-9,4	-1,135	-12,0	-12,791	-8,9	-1,109	-10,7
20-25 khabitants	-13,351	-9,6	-1,102	-11,4	-11,946	-8,7	-0,934	-8,6
25-35 khabitants	-11,937	-9,4	-0,911	-10,5	-11,769	-9,1	-0,915	-9,6
35-50 khabitants	-11,338	-9,2	-0,817	-9,1	-10,451	-8,3	-0,741	-7,4
50-100 khabitants	-10,037	-9,2	-0,642	-7,8	-9,016	-7,8	-0,554	-5,7
100-200 khabitants	-8,451	-8,0	-0,492	-5,8	-7,375	-6,8	-0,401	-4,3
200-500 khabitants	-4,953	-4,6	-0,217	-2,4	-4,053	-3,7	-0,149	-1,5
> 500 khabitants	réf.		réf.		réf.		réf.	
Nombre d'observations	197		197		117		117	
R ² ajusté	0,69		0,66		0,8		0,76	

Tableau 2. Extention des ceintures périurbaines

Pour l'ensemble de la France, la distance moyenne des communes périurbaines au centre de leur aire urbaine d'appartenance augmente avec la température d'été : + 300 mètres (significatif au seuil de 5%), ou +2,2% (significatif au seuil de 10%) pour 1°C supplémentaire. Pour la moitié ouest du pays, l'effet de la température est plus significatif et plus important : pour 1°C supplémentaire, la distance moyenne augmente de 410 m, ou de 3,5% (les deux paramètres étant significatifs au seuil de 1,5%).

4.2 Contrôle du biais de sélection et de l'endogénéité

Dans le modèle probit estimé pour calculer l'inverse du ratio de Mills permettant de contrôler le biais de sélection, la probabilité de choisir une maison individuelle en dehors de la ville centre d'une aire urbaine est expliquée par le sexe, l'âge et le diplôme de la personne de référence du ménage et le nombre d'actifs du ménage. Le nombre d'observations est de 24,004, dont 15,925 maisons individuelles hors de la ville centre. Les résultats ...

L'endogénéité de la surface habitable S , due au choix simultané de cet attribut et du prix, est testée par la méthode instrumentale, S étant projeté sur les variables non endogènes de l'équation hédoniste et sur le vecteur Z des instruments, qui sont des caractéristiques du ménage : âge et profession de la personne de référence, type de ménage. Le R^2 partiel de la projection de la surface habitable sur ces instruments est de 0,63 et le test d'endogénéité montre

que la surface habitable est endogène.

L'endogénéité des variables de température d'hiver et d'été a également été testée par la même méthode. Dans ce cas, l'endogénéité peut être due à des variables omises, en particulier d'autres composantes du climat (pluviométrie, vent, brouillard, etc.). La longitude et la latitude (projetées par le système Lambert II) sont utilisés comme instruments, avec de bons R^2 partiels. Le test montre que ces variables ne sont pas endogènes.

4.3 Equation principale

L'estimation par GMM de l'équation principale est faite par la PROC IVREGRESS de Stata, en retenant les aires urbaines comme niveau de clusterisation et en introduisant dans l'équation les projections de la surface habitable et l'inverse du ratio de Mills. Les résultats sont donnés dans le Tableau 3.

Les variables de contrôle présentent des paramètres attendus : le prix augmente de 5,6% quand la surface habitable augmente de 10 m², l'élasticité du prix à la surface du terrain est significative, mais très faible : 4,6%. Le prix d'une maison est sensible au nombre de salles de bain (−24% s'il n'y en a pas, +9,4% s'il y en a deux, +16% s'il y en a 3 ou 4) et de WC (+20,1% par WC supplémentaire) ainsi qu'à la présence d'un garage (+10,2%). Un mauvais système de chauffage les déprécie de 13,4%. Une maison vaut d'autant plus cher qu'elle est de construction récente (jusqu'à −32% pour les plus anciennes). Concernant les variables spatiales de contrôle, on relève que le prix d'une maison est d'autant plus élevé que les aires urbaines sont peuplées (par rapport à une population comprise entre 150000 et 300000 habitants, le prix est de 9% inférieur dans les plus petites aires urbaines et de 38,3% supérieur dans l'aire urbaine de Paris) et que le PIB départemental est élevé. La population de la commune a un effet non linéaire, le prix d'une maison augmentant lorsque la population augmente jusqu'au seuil de 160000 habitants, puis décroissant au-delà de ce seuil ; mais il faut également tenir compte de la densité de population qui tend à renchérir les prix (+1,8% pour 1000 habitants supplémentaires). Le revenu moyen des habitants de la commune a un effet positif sur le prix d'une maison (+1% pour 1000 euros supplémentaires). On note enfin un rôle positif des couverts forestiers, une valorisation de la proximité de la mer et de la présence d'un port.

Le prix d'une maison augmente de 2,7% quand la température du mois de juillet augmente de 1°C. Cet effet positif n'est pas linéaire, car le nombre de jours très chauds ($> 30^{\circ}\text{C}$) a un effet négatif significatif : −0.5% par jour supplémentaire. La température moyenne du mois de janvier n'a pas d'effet sur le prix d'une maison, mais le nombre de jours très froids ($< -5^{\circ}\text{C}$) la renchérît de +6,4% par jour supplémentaire dans les zones de montagne et de +3,6% ailleurs. Ce résultat contre-intuitif est dû aux régions où des jours froids en ensoleillés d'hiver sont préférés à des journées plus douces mais pluvieuses. C'est ce qui explique également que le nombre de jours de pluie en janvier se traduit par une dépréciation d'une maison : −2,5% par journée supplémentaire.

variable	estimate	z	variable	estimate	z
intercept	10,1134	45,0	urban area < 50,000 inhabitants	-0,0887	-3,3
1984 survey	-0,2762	-11,1	urban area 50,000 – 100,000 inhabitants	-0,0825	-4,2
1988 survey	-0,3087	-18,0	urban area 100,000 – 150,000 inhabitants	-0,0612	-3,4
1992 survey	-0,2910	-8,5	urban area 150,000 – 300,000 inhabitants	Réf.	
1996 survey	-0,3369	-12,1	urban area 300,000 – 600,000 inhabitants	0,0329	1,6
2002 survey	-0,1877	-10,9	urban area 600,000 – 1 million inhabitants	0,0842	4,7
2006 survey	Réf.		urban area Paris	0,3825	15,9
living space (10 m ²)	0,0563	19,7	departmental GDP per inhabitant	0,0673	9,9
garden size (log)	0,0459	10,7	population of the commune (*100000)	0,0449	3,2
0 bathrooms	-0,2448	-4,7	[population of the commune (*100000)] ²	-0,0027	-2,8
1 bathrooms	Réf.		population density	0,0178	4,4
2 bathrooms	0,0941	9,3	unemployment rate	-0,1492	-5,4
3-4 bathrooms	0,1628	6,8	richness of the commune inhab. (*1000 €)	0,0100	6,1
number of WC	0,2074	3,1	forests (% of the land use of the commune)	0,0203	3,8
poor heating	-0,1338	-11,4	coastal commune	0,0971	3,6
room size	-0,0097	-10,0	commune less than 30 min from the coast	0,0390	1,9
garage	0,1018	8,6	harbor	0,0518	3,7
date of arrival in the housing	-0,0404	-13,3	distance from the urban area centre	-0,2238	-7,4
oldness of the building:			July average monthly temperature	0,0267	2,7
more than 70 years	-0,3183	-13,0	January average monthly temperature	-0,0064	-0,9
35-70 years	-0,2369	-10,0	Number of days with temperature > 30°C	-0,0054	-2,8
25-35 years	-0,1149	-4,9	Number of days with temperature < - 5°C (mountains)	0,0064	5,3
20-25 years	-0,0414	-2,5	Number of days with temperature < - 5°C (other regions)	0,0036	2,5
10-20 years	-0,0628	-4,3	Number of rainy days in January	-0,0254	-6,4
5-10 years	0,0099	0,8	4 th quartile summer temperature * distance	0,1112	2,7
less than 5 years	Réf.		1 th quartile winter temperature * 1-2 quartile of rainy days*distance	-0,0020	-3,6
			inverse Mill's ratio	0,2434	11,2

Table3. Results

Le prix d'une maison diminue lorsque la distance aux emplois augmente, avec une pente de $-22,4\%$ pour une heure de trajet³. Deux variables d'interaction permettent de tester si cette pente moyenne est sensible au climat, comme le prédit le modèle théorique. La première est l'interaction entre la distance et le dernier intervalle inter-quartile de température en juillet. Les résultats sont cohérents avec le modèle théorique de la Section 2 : la pente est deux fois plus faible ($-11,3\%$ au lieu de $-22,4\%$) là où les étés sont les plus chauds (intervalle Q3-1). La seconde interaction est entre la distance et le premier intervalle inter-quartile de température en hiver et la moitié supérieure de la pluviométrie en hiver. Le climat est ici caractérisé par le froid (température moyenne de décembre à janvier inférieure à 4°C) et une forte pluviométrie hivernale (plus de 33 jours de pluie durant cette période). L'effet 'verglas' est donc maximum

³L'unité est à revoir

dans ces régions. La courbe de la distance au centre de l'aire urbaine est significativement plus pentue ($-24,4\%$).

Les résultats économétrique semblent donc confirmer les prédictions du modèle théorique, tant pour l'extension des ceintures périurbaines que pour la pente du gradient de rente foncière selon la distance. Cependant, les résultats actuels sont provisoires. Il reste à vérifier leur robustesse, à obtenir une variance non biaisée des paramètres par bootstrap, etc. [par conséquent : ne pas citer].

5 Discussion et conclusions

Nous avons présenté, tout d'abord, un modèle théorique d'économie urbaine dans lequel le climat intervient non seulement par la consommation directe qu'en font les ménages dans leur fonction d'utilité, mais aussi à travers un effet sur la demande de bien résidentiel (goût plus prononcé pour un mode de vie extérieur lorsque la température est plus élevée) et sur le coût unitaire de transport (supérieur lorsque les conditions de conduite en hiver sont plus difficiles). Les résultats de ce modèle permettent de tirer des prédictions : le gradient de la courbe de rente foncière est plus plat là où le climat est plus chaud, la limite extérieure de la ville est plus éloignée du centre et, dans le modèle de ville ouverte, l'attractivité de villes plus chaudes se traduit par une rente foncière supérieure, qui capitalise ainsi le prix hédoniste du climat.

La partie appliquée de cet article permet de tester ces prédictions théoriques dans le cas de la France (pays tempéré où les climats locaux varient fortement) à partir de données individuelles (enquêtes *Logement* de l'INSEE) sur les maisons en propriété et situées hors des communes centre des aires urbaines. Le modèle économétrique prend en compte l'existence d'un biais de sélection (auto-sélection des acheteurs entre maisons et appartements, dans et hors les communes centre des aires urbaines), de variables endogènes (choix simultané du prix d'une maison et de certains de ses attributs du fait de la non linéarité de la contrainte budgétaire, ou bien existence de variables omises) et de l'hétérogénéité des marchés immobiliers à l'échelle de la France (ce qui se traduit par des clusters des résidus selon les caractéristiques locales de ces marchés).

Les résultats montrent, tout d'abord, que le prix des maisons capitalise des attributs climatiques. C'est ainsi qu'il est plus élevé là où l'été est plus chaud ($+2,7\%$ par degré Celsius supplémentaire), mais que les climats estivaux très chauds ont un effet négatif sur le prix ($-0,5\%$ par jour supplémentaire supérieur à 30°C). Le nombre de jours de pluie en janvier déprécie une maison, mais le nombre de jours de grand froid ($< -5^{\circ}\text{C}$) a au contraire un effet positif car ces journées froides sont souvent ensoleillées, ce qui les rend préférables à des journées d'hiver avec de la pluie, de l'humidité ou du brouillard.

Les résultats montrent également que les ceintures périurbaines sont plus éloignées des centres urbains quand le climat est plus chaud : l'étalement des villes est plus prononcé. De même, la courbe de rente foncière selon la distance est plus plate quand le climat est plus chaud (pour le quart supérieur des températures en juillet, la pente est deux fois plus faible qu'en moyenne), et elle est

plus pentue quand les hivers sont plus froids et pluvieux.

Ces résultats [*encore provisoires*] montrent que le réchauffement climatique et l'étalement urbain sont deux effets nuisibles pour l'environnement qui se renforcent mutuellement. Les aspects négatifs du réchauffement climatique sont suffisamment connus pour qu'il ne soit pas nécessaire de les rappeler ici. L'étalement urbain a également des effets négatifs pour l'environnement (perte de ressources foncières agricoles et naturelles, mitage des paysages, etc.). Cet étalement urbain participe au réchauffement climatique : les ménages périurbains émettent plus de gaz à effet de serre dans des migrations alternantes longues et faites en voiture, les maisons individuelles consomment plus de chauffage que les appartements (toutes choses égales par ailleurs). Or, dans l'autre sens, nos résultats montrent qu'un climat chaud renforce l'étalement urbain. Ce résultat n'avait été obtenu, à notre connaissance, que dans deux articles où le climat était une variable de contrôle dans l'étude de l'étalement urbain [5], [21]. Il est confirmé ici en mettant le lien climat - étalement urbain au centre de l'article, tant sur le plan théorique qu'économétrique. Ce résultat est obtenu en statique comparative dans le modèle théorique et en comparant des communes françaises plus ou moins chaudes dans le modèle économétrique. Sous l'hypothèse qu'il vaut aussi en dynamique, c'est-à-dire que le réchauffement du climat au cours des prochaines décennies va, toutes choses égales par ailleurs, accentuer le mouvement d'extension périurbaine des villes, on peut conclure que l'étalement urbain et le réchauffement climatique se renforcent mutuellement, dans un cercle vicieux pour l'environnement.

References

- [1] Alonso W. (1964). *Location and land use*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- [2] Anselin L, Lozano-Garcia N (2008) Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics* 34(1): 5-34.
- [3] Blomquist G.C., Berger M.C., Hoehn J.P. (1988). New estimates of quality of life in urban areas, *American Economic Review* 78: 89-107.
- [4] Brown J.N., H.S. Rosen, H.S. (1982). On the estimation of structural hedonic price models, *Econometrica* 50 (3): 765-768.
- [5] Burchfield, Marcy, H.G. Overman, Diego Puga, and M.A. Turner. 2006. "Causes of sprawl: A portrait from space." *Quarterly Journal of Economics* 121(2):587-634.
- [6] Chay K.Y., Greenstone M. (2005). Does air quality matter? Evidence from the housing market, *Journal of Political Economy* 113 (2): 376-424.

- [7] Cheshire P.S., Sheppard S. (1998). Estimating the demand for housing, land, and neighbourhood characteristics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 60(3): 357-382.
- [8] Cheshire, P., Magrini, S., 2006. Population growth in European cities: Weather matters. But only nationally, *Regional Studies*, 40, 23-37.
- [9] Colwell P. F., Munneke H. J. (1997). The Structure of Urban Land Prices, *Journal of Urban Economics* 41:321-336.
- [10] Deschenes O, Greenstone M. (2007). The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather, *American Economic Review*, 97: 354-385.
- [11] Fujita M. (1989). *Urban Economic Theory. Land Use and City Size*, Cambridge University Press, Cambridge (UK).
- [12] Epple D. (1987). Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for differentiated products, *Journal of Political Economy* 95: 59-80.
- [13] Graves, P.E., 1980. Migration and climate, *Journal of regional Science*, 20, 227-237.
- [14] Graves, P.E., Linneman, P.D. 1979. Household migration: theoretical and empirical results, *Journal of Urban Economics* 6, 383-404.
- [15] Heckman J.J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* 47: 41-63.
- [16] ODOMATRIX. Calcul de distances routières intercommunales, *Cahier des Techniques de l'INRA*, 2010, (Numéro spécial : Méthodes et outils de traitement des données en sciences sociales. Retours d'expériences): 41-63.
- [17] Joly D., Brossard T., Cardot H., Cavailhès J., Hilal M., Wavresky P. (2011). Temperature interpolation based on local information: the example of France, *International Journal of Climatology* 31: 2141–2153.
- [18] Maddison D. (2003). The amenity value of the climate: the household production function approach, *Resource and Energy Economics*, 25: 155-175.
- [19] Mendelsohn R, Nordhaus WD, Shaw D (1994). The impact of global warming on agriculture: a ricardian analysis, *American Economic Review*, 84, 4: 753-769.
- [20] Muth R. (1969). *Cities and Housing*, University of Chicago Press, Chicago.
- [21] Patacchini, E., and Y. Zenou. 2009. "Urban Sprawl in Europe." *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs* 25(2):125–149.

- [22] Rehdanz, K., Maddison, D. (2005) – Climate and happiness – Ecological Economics, 52, 111-125.
- [23] Roback J. (1982). Wages, rents, and the quality of life, *Journal of Political Economy* 90: 1257-1278.
- [24] Rosen S. (1974), Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy* 82 (1): 34-55.
- [25] Sheppard S. (1999), Hedonic analysis of housing markets - In Mills, E.S. and P. Cheshire(Eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 3, Applied Urban Economics, pp. 1595-1635.
- [26] Schlenker W, Roberts M.J. (2006). Nonlinear effects of weather on corn yields, *Review of Agricultural Economics* 28 (3): 391-398.
- [27] Smith L.B., Rosen K.T., Fallis G. (1988). Recent developments in economic models of housing markets, *Journal of Economic Literature*, 26: 29-64.
- [28] Taylor, L.O. (2008). Theoretical foundations and empirical developments in hedonic modelling. In *Hedonic Methods in Housing Markets*, Edited by Baranzini A., J. Ramirez C., Schaerer C., Thalmann p., Springer, New York, pp. 15-37.